

ROZDZIAŁ 14

MORFOLOGIA CYKLU KONIUNKTURALNEGO W PROCESIE PRZEMIAN SEKTOROWYCH W GOSPODARCE POLSKIEJ

Wstęp

Mechanizm współczesnego cyklu koniunkturalnego jest procesem złożonym i ulega ciągłym przeobrażeniom w czasie. Oznacza to, że zmieniają się nie tylko zależności przyczynowo-skutkowe i czasowe pomiędzy poszczególnymi zmiennymi ale również zewnętrzne formy ich przejawiania się. Przekształcenia procesów koniunkturalnych są determinowane przez różnorodne czynniki ekonomiczne, instytucjonalne, prawne, polityczne, społeczne itd. Wśród nich ważną rolę odgrywają przemiany w strukturze sektorowej, które polegają na zmianie w procesie tworzenia produktu krajowego brutto znaczenia poszczególnych sektorów. Przyjmując znaną w literaturze teorię trzech sektorów można stwierdzić, że przemiany te w poszczególnych krajach powodują relatywnie szybki wzrost znaczenia sektora usług przy jednoczesnym zmniejszaniu się roli przemysłu i budownictwa, a przede wszystkim rolnictwa. Pamiętając, że poszczególne sektory odznaczają się różną wrażliwością na impulsy koniunkturalne, a w szczególności, że najbardziej czułym na te zmiany jest przemysł przetwórczy i budownictwo, a w najmniejszym stopniu podatny jest sektor usług, można stwierdzić, iż wzrost roli sektora usług w danym kraju będzie powodował deformację cech morfologicznych współczesnego cyklu koniunkturalnego.

Celem poniższych rozważań jest empiryczna analiza zmian najważniejszych cech morfologicznych cykli koniunkturalnych, występujących w gospodarce polskiej w warunkach dokonujących się w naszym kraju przemian sektorowych.

Na tej podstawie będzie podjęta próba określenia roli przemian struktury sektorowej gospodarki w procesie deformacji morfologii współczesnego cyklu koniunkturalnego w Polsce.

Proces wyodrębniania cech morfologicznych cykli koniunkturalnych i ich analiza będzie przeprowadzony na podstawie kwartalnych danych produktu krajowego brutto oraz wartości dodanej, powstałej w przemyśle przetwórczym, budownictwie oraz w sektorze usług rynkowych (wyrażonych w cenach stałych 2000=100) w latach 1995 -2006. Procesy przemian sektorowych w naszym kraju będą mierzone za pomocą udziałów poszczególnych sektorów w procesie tworzenia wartości dodanej brutto. Dobór okresu poddawanego badaniu jest uwarunkowany przede wszystkim dostępem do porównywalnych w czasie szeregów statystycznych.

Przemiany sektorowe w gospodarce polskiej w latach 1994-2005

W procesie szeroko rozumianych przeobrażeń strukturalnych w gospodarce polskiej, obok zmian w sferze własności, istotną rolę odgrywają także inne przekształcenia w sferze realnej, a w szczególności przemiany sektorowe. Poniżej podjęta zostanie próba określenia ogólnych kierunków zmian występujących w poszczególnych sektorach gospodarki polskiej okresu transformacji na tle długookresowych tendencji, zaobserwowanych w systemach rynkowych, a sformułowanych w postaci tzw. koncepcji trzech sektorów (Kwiatkowski, 1980, s. 36-64).

Gospodarka jest systemem, który składa się z określonych, powiązanych ze sobą elementów, które pełnią określone funkcje. W każdym z takich systemów można wyróżnić pewne sektory, a prekursorem koncepcji rozwoju każdego z sektorów był przedstawiciel niemieckiej szkoły historycznej z pierwszej połowy XIX w. F. Liszt (Daszkowska, 1998, s. 21). Dalsze prace nad zmianami strukturalnymi w układzie sektorowym zostały podjęte w latach 30-tych XX wieku, a realizowali je A.Fisher, C.Clark oraz J.Fourastié. Każdy z nich wychodząc z podziału gospodarki na trzy sektory analizował prawidłowości i czynniki ich rozwoju. W poglądach tych autorów istniały pewne różnice dotyczące dziedzin zaliczanych do każdego sektora. W rozważaniach A.Fishera i C.Clarka podział gospodarki był oparty na klasyfikacji gałęziowej, a w przypadku J.Fourastié przyjętym kryterium była klasyfikacja zawodowa (Fisher, 1933, s. 380; Clark, 1957, s. 425).

We wszystkich koncepcjach teoretycznych trójsektorowego podziału gospodarki rolnictwo było przyporządkowane do sektora I, przemysł przetwórczy do sektora II, a najważniejsze dziedziny usług do sektora III, przy czym podstawowym kryterium podziału gospodarki był u A.Fishera wskaźnik dochodowej elastyczności popytu, u C.Clarka charakter rezultatów pracy, a w przypadku J.Fourastié dynamika postępu technicznego, mierzona zmianami wydajności pracy.

Pomimo tego, iż poszczególni autorzy stosowali różne kryteria podziału gospodarki na sektory, to jednak prawidłowości ich rozwoju określali jednakowo. Wszyscy oni twierdzili, że wraz z rozwojem gospodarczym zmniejsza się rola rolnictwa w gospodarce; początkowo rośnie, a następnie stabilizuje się i zmniejsza się znaczenie przemysłu i budownictwa. Ustawnie rośnie znaczenie sektora usług. Przyczyn tych procesów doszukiwali się w zmianach struktury spożycia i popytu (A.Fisher), zatrudnienia (C.Clark) lub w działaniu postępu technicznego (J.Fourastié).

Akceptując teorię trzech sektorów oraz uwzględniając charakter zawartości informacyjnej dostępnych danych empirycznych w analizie przemian sektorowych występujących w gospodarce polskiej okresu transformacji wyróżniono:

- sektor I, który obejmuje rolnictwo, łowiectwo i leśnictwo oraz rybołówstwo i rybactwo;
- sektor II w skład którego wchodzi przemysł (w tym: górnictwo i kopalnictwo, przetwórstwo przemysłowe, wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, wodę), a także budownictwo;
- sektor III do którego zaliczono wszystkie działy i sekcje gospodarki, które zajmują się świadczeniem usług. Działalność usługową podzielono na: usługi rynkowe i nierynkowe, przy czym pierwsza wyróżniona grupa obejmuje: handel i naprawy, hotele i restauracje, transport, gospodarkę magazynową i łączność, pośrednictwo finansowe, obsługę nieruchomości i firm oraz pozostałą działalność usługową, komunalną, socjalną i indywidualną (Biuletyn Statystyczny, 2000, s. 34). Do usług, które mają charakter nierynkowy, zaliczono: administrację publiczną i obronę narodową, obowiązkowe ubezpieczenia społeczne i zdrowotne, edukację oraz ochronę zdrowia i opiekę społeczną.

Jako wskaźniki odzwierciedlające przemiany sektorowe w gospodarce polskiej okresu transformacji przyjęto roczne szeregi wartości dodanej brutto (w cenach bieżących) ogółem i w poszczególnych sekcjach w latach 1994-2005. Na podstawie tych danych obliczono najpierw wartość dodaną, wytworzoną w poszczególnych sekcjach, a następnie, zgodnie z przyjętą klasyfikacją, wartości te zagregowano dla wyróżnionych trzech sektorów (Tabela 1). W następnym etapie oszacowano procentowe udziały poszczególnych sektorów w tworzeniu wartości dodanej brutto w Polsce (Tabela 2).

Jak wskazują oszacowane wartości danych empirycznych w badanym, stosunkowo krótkim okresie lat 1994 – 2005 w Polsce zmniejszyła się rola sektora I. Udział podmiotów

należących do tej grupy w procesie wytwarzania wartości dodanej brutto spadł z 7.1% w 1994 r. do 4.6% w 2005 r., przy czym w latach 1994-1995 rola przedsiębiorstw należących do tego sektora w gospodarce naszego kraju nieznacznie wzrosła, natomiast wyraźny spadek odnotowano w latach 1996-2003. Słaby wzrost znaczenia podmiotów tej grupy stwierdzono w okresie lat 2004-2005.

W gospodarce polskiej zmniejszyło się znaczenie sektora II w procesie wytwarzania wartości dodanej brutto. Spadek ten wynoszący w stosunkowo krótkim okresie około 12% jest istotny. Ograniczenie roli tej grupy przedsiębiorstw w gospodarce polskiej zostało spowodowane przede wszystkim zmniejszeniem znaczenia przemysłu przetwórczego. W całym analizowanym okresie udział budownictwa w procesie powstawania wartości dodanej brutto nie ulegał większym zmianom i wynosił 6%-7%.

W warunkach wyraźnego spadku roli działalności produkcyjnej oraz sektora I w gospodarce polskiej okresu transformacji szybko zwiększało się znaczenie sektora usług. W badanym okresie udział podmiotów i instytucji świadczących usługi zwiększył się prawie o 14%, przy czym przyrost ten w pierwszej kolejności dotyczył usług rynkowych. Znaczenie tzw. usług nierynkowych w wytwarzaniu wartości dodanej brutto w tym samym okresie tylko nieznacznie wzrosło, zwłaszcza na początku XXI wieku.

Na podstawie przeprowadzonych analiz empirycznych można stwierdzić, że w okresie 12 lat w gospodarce Polski wystąpiły stosunkowo wyraźne zmiany w strukturze sektorowej. Przeobrażenia te, polegające na spadku znaczenia podmiotów działających w sektorze I i II, a zwłaszcza przedsiębiorstw produkujących, oraz na zwiększeniu roli firm i instytucji świadczących usługi rynkowe, potwierdzają występowanie w naszym kraju teorii trzech sektorów.

Istnienie w gospodarce polskiej procesów, składających się na teorię trzech sektorów może również oznaczać zmiany w morfologii współczesnego cyklu koniunkturalnego. Deformacja ta może polegać przede wszystkim na zmniejszeniu amplitudy faz i całego cyklu oraz na ograniczeniu intensywności wahań.

Tabela 1. Produkt krajowy brutto oraz wartość dodana brutto(w mln zł. ceny bieżące) w Polsce w latach 1994-2005

Wyszczególnienie / lata	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Ogółem PKB	210407.3	288701.3	362814.2	469372.1	549466.7	615115.3
w tym:						
wartość dodana brutto	186911.0	248886.7	311841.1	409892.1	482245.0	535829.0
Rolnictwo, łowiectwo...	13099.5	18428.0	21497.1	22610.8	22993.7	21083.5
Rybolówstwo...	128.7	131.4	148.4	159.8	163.3	229.0
Przemysł ogółem	67706.1	84213.9	98375.3	121024.9	133480.1	145211.4
Budownictwo	11998.7	14989.7	19454.4	32767.1	40811.3	47142.7
Usługi ogółem	93978.4	114023.5	172365.9	233329.5	284796.6	322162.4
w tym:						
usługi rynkowe	69726.7	78587.5	127084.9	177535.9	63764.0	250288.6
usługi nierynkowe	24250.7	35436.0	45281.0	55793.6	221032.6	71873.8
Sektor I	13228.2	18559.4	21645.5	22770.6	23157.0	21312.5
Sektor II	79704.8	99203.6	117829.7	153792.0	174291.4	192354.1
Sektor III	93977.4	114023.5	172365.9	233329.5	284796.6	322162.4

c.d.

Wyszczególnienie / lata	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Ogółem PKB	684926.1	760595.3	781112.4	814922.4	923248.0	980666.0
w tym:						
wartość dodana brutto	602233.4	667194.3	682860.7	708605.5	820375.0	863684.0
Rolnictwo, łowiectwo...	22467.4	24458.5	21140.4	20850.5	41749.0	39928.0
Rybołówstwo...	193.9	203.3	188.5	157.8	191.0	161.0
Przemysł ogółem	160074.1	158205.0	161397.8	173564.0	207299.0	213622.0
Budownictwo	50116.1	47442.2	45218.6	42814.0	45406.0	52320.0
Usługi ogółem	368575.9	436885.3	454915.4	471219.2	525730.0	557653.0
w tym:						
usługi rynkowe	287860.5	327324.4	343387.3	354528.5	404147.0	428462.0
usługi nierynkowe	80715.4	109560.9	111528.1	116690.7	121583.0	129191.0
Sektor I	22661.3	24661.8	21328.9	21008.3	41940.0	40089.0
Sektor II	210190.2	205647.2	206616.4	216378.0	252705.0	265942.0
Sektor III	368575.9	436885.3	454915.4	471219.2	525730.0	557653.0

Źródło: Rocznik Statystyczny GUS Warszawa, różne roczniki. Obliczenia własne.

Tabela 2. Udział poszczególnych sektorów w tworzeniu wartości dodanej brutto (w %) w Polsce w latach 1994-2005

Sektory / lata	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Sektor I	7.1	8.0	6.9	5.6	4.8	4.0
Sektor II	42.7	42.8	37.5	37.8	36.1	35.9
Sektor III	50.2	49.2	55.3	56.9	59.1	60.1
w tym:						
usługi rynkowe	37.2	33.9	40.8	43.3	45.8	46.7
usługi nierynkowe	13.0	15.3	14.5	13.6	13.3	13.4

c.d.

Sektory / lata	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Sektor I	3.8	3.7	3.1	3.0	5.1	4.6
Sektor II	34.9	30.8	30.3	30.5	30.8	30.8
Sektor III	61.3	65.5	66.6	66.5	64.1	64.6
w tym:						
usługi rynkowe	47.9	49.0	50.3	50.0	49.3	49.7
usługi nierynkowe	13.4	16.5	16.3	16.5	14.8	14.9

Źródło: Rocznik Statystyczny GUS Warszawa, różne roczniki. Obliczenia własne.

Proces wyodrębniania i cechy morfologiczne cykli koniunkturalnych w gospodarce polskiej w latach 1995-2006

W empirycznych analizach cech morfologicznych współczesnych cykli koniunkturalnych należy rozstrzygnąć kilka kwestii poznawczych i metodologicznych (Barczyk, Kąsek, Lubiński, Marczewski, 2006, s. 129-164). Wśród problemów metodologicznych istotne znaczenie odgrywają: przyjęcie kryteriów doboru wskaźników statystycznych i określenie zawartości merytorycznej danych oraz zaaprobowanie statystyczno-ekonometrycznych procedur, służących do wyodrębnienia i badania właściwości fluktuacji. Wśród cech morfologicznych, które charakteryzują zewnętrzne formy przejawiania procesów koniunkturalnych przedmiotem szczegółowych analiz będą: okresy występowania punktów zwrotnych, długość i amplituda faz i całego cyklu oraz intensywność wahań.

Metodologiczne problemy empirycznych analiz cech morfologicznych cykli koniunkturalnych w Polsce

W literaturze przedmiotu dotyczącej empirycznych analiz współczesnych cykli koniunkturalnych dominują dwa kryteria doboru szeregów czasowych: istotność teoretyczna i ekonomiczna danych oraz ich właściwości formalno-statystyczne (Barczyk, Kowalczyk, 1993, s. 66-69).

Podjmując prace, których celem jest wyodrębnienie i analiza cech morfologicznych cykli koniunkturalnych w gospodarce polskiej okresu transformacji występuje podstawowy problem, związany z faktem, iż, jak do tej pory, nie sformułowano hipotez teoretycznych, wyjaśniających genezę i mechanizm cyklu koniunkturalnego, kształtującego się w tych warunkach. Oznacza to, że w systemie okresu przebudowy nie tylko nie ma możliwości określenia teoretycznej istotności zaaprobowanych danych empirycznych ale także brak jest podstaw do stwierdzenia czy szeregi te mogą być instrumentem służącym do weryfikacji rozważań modelowych. W związku z powyższym w przeprowadzonych analizach wykorzystano wskaźniki empiryczne, których dobór wynikał jedynie z przyjętych definicji fluktuacji koniunkturalnych, istniejących w gospodarce okresu transformacji (Barczyk, 1997, s. 196-226). Na tej podstawie do prac analitycznych przyjęto dane, które w najwyższym stopniu odzwierciedlają kategorie makroekonomiczne ze sfery realnej, a które jednocześnie są ważne dla kształtowania się procesów koniunkturalnych w wysoko rozwiniętych gospodarkach rynkowych.

Ponadto zaaprobowane szeregi czasowe spełniają, w relatywnie wysokim stopniu, wymogi formalno-statystyczne. Wśród nich najważniejszą rolę odgrywają:

- czas dostępu i częstotliwość publikacji danych;
- długość szeregu czasowego;
- porównywalność danych w czasie;
- wrażliwość na zmiany koniunkturalne.

Na podstawie powyższych kryteriów do analiz empirycznych cech morfologicznych cykli koniunkturalnych w gospodarce Polski w okresie transformacji przyjęto następujące dane w ujęciu realnym, które odzwierciedlają zarówno zmiany w sferze popytu rynkowego jak i w sferze podaży:

- produkt krajowy brutto (w cenach stałych 2000= 100), który w metodzie wydatkowej jego szacunku składa się ze spożycia indywidualnego w sektorze gospodarstw domowych, spożycia zbiorowego, akumulacji brutto oraz obrotów handlu zagranicznego;
- wartość dodana brutto (w cenach stałych 2000=100), wytworzona w przemyśle, budownictwie oraz usługach, należących do grupy rynkowych, a która w wysokim stopniu odzwierciedla zmiany podaży rynkowej.

W empirycznych analizach cech morfologicznych cykli koniunkturalnych występujących w systemie okresu transformacji przyjęto metodologiczną koncepcję cyklu odchyień, która interpretuje cykl jako oscylacje występujące w szeregach czasowych, z których wyeliminowano wahanie sezonowe i przypadkowe oraz tendencję rozwojową. Punkt zwrotny górny (dolny) występuje w okresie, w którym relacja wartości szeregu statystycznego, oczyszczonego z wahań nieistotnych i trendu w stosunku do oszacowanej dla analogicznego momentu funkcji trendu, przyjmuje wartość maksymalną (minimalną). Podstawowym argumentem przemawiającym za stosowaniem tej metody jest fakt, że w stosunkowo wysokim stopniu odpowiada ona teoretycznym hipotezom o współczesnych wahaniami koniunkturalnych, a uzyskane w wyniku jej zastosowania szeregi odchyień wykazują relatywnie wyraźne punkty zwrotne (G.J.Tichy, 1976, s. 48).

Pierwszy zrealizowany etap w procesie statystyczno-ekonometrycznego wyodrębniania cykli odchyień w kwartalnych szeregach PKB oraz wartości dodanej brutto w cenach stałych polegał na eliminacji wahań sezonowych i przypadkowych (Zb.Matkowski, 1996, s. 30-31). Desezonalizację przeprowadzono poprzez zastosowanie procedury Census II/X-11. Główną jej zaletą jest to, iż nie wymaga ona wstępnego szacunku parametrów funkcji trendu, a ponadto umożliwia eliminację z badanego szeregu zmian mających charakter przypadkowy. Istotą tej metody jest wygładzanie szeregu chronologicznego wielokrotnie dobieranymi średnimi ruchomymi. Do dalszej analizy przyjęto szereg otrzymany po zastosowaniu filtra Hendersona w postaci ważonej średniej ruchomej, który zawierał w sobie łączne działanie trendu i wahań cyklicznych¹.

W kolejnym etapie w przyjętych szeregach czasowych oszacowano tendencję rozwojową. W tym przypadku głównym problemem był dobór funkcji trendu, który bardzo często determinuje występowanie punktów zwrotnych i przebieg wahań koniunkturalnych (G.J.Tichy, 1976, s. 48). W analizach empirycznych najczęściej przyjmuje się funkcję liniową, co wynika z łatwości szacunków i jednoznaczności w interpretacji. Jak wynika z obserwacji współczesnych gospodarek, zmiany długookresowe nie mają, niestety, charakteru zmian liniowych. Czynnikiem formalno-statystycznym przesądzającym o nieszacowaniu parametrów funkcji liniowej jest to, że, jak wynika z prac C.R.Nelsona i C.I.Plossera, brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy, iż zmiany realnego PKB powinny być traktowane jako proces błądzenia losowego z dryfem, tj. jednorazowe zaburzenia dotychczasowej ścieżki wzrostu powodują trwałe jej odkształcenie bez możliwości powrotu do przebiegu poprzedniego (C.R.Nelson, C.I.Ploser, 1982, s.16). Akceptacja wniosku o kształtowaniu się wielkości makroekonomicznych zgodnie z błądzeniem losowym pozwala je uznać za zmienne niestacjonarne, co będzie oznaczało, że trend także podlega odchyleniom. Odróżnienie tendencji rozwojowej od zmian cyklicznych całkowicie przekreśla deterministyczne podejście do długookresowego procesu wzrostu gospodarczego. W takim razie w zastosowanej analizie wykorzystano metodę statystyczną, która przyjmuje, iż składnik cykliczny danej zmiennej jest różnicą między jej wartością bieżącą a wartością trendu, która jest ważoną średnią przeszłych, obecnych i przyszłych obserwacji. Metoda ta jest określana jako filtr Hodricka-Prescotta. (F.C. Prescott, 1986, s. 10). W wyniku jej zastosowania otrzymano szereg wartości pokazujących długookresową tendencję rozwojową, która nie jest funkcją deterministyczną, lecz sama podlega zmianom w czasie. Po zlogarytmowaniu danych odjęto od wartości empirycznych badanej zmiennej wartości uzyskane dzięki zastosowaniu filtra Hodricka-Prescotta i po przemnożeniu przez 100, otrzymano szereg pokazujący procentowe odchylenie od trendu². W

¹ Te prace analityczne zostały przeprowadzone przez dr M.Kruszkę, któremu Autor chciałby bardzo serdecznie podziękować za okazaną pomoc.

² Filtr Hodricka-Prescotta można także wykorzystać do analizy szeregów nie zamienianych na logarytmy naturalne. W takim przypadku indeksy ukazujące składnik cykliczny można otrzymać poprzez podzielenie wielkości, z których usunięto zmiany sezonowe i losowe przez wartości trendu, otrzymane dzięki filtrom Hodricka-

wyniku takiego postępowania oszacowano wskaźniki, których wartość 100 oznacza pełną zgodność z trendem, natomiast wartości powyżej 100 charakteryzują, odchylenie in plus, a poniżej 100 odchylenie in minus w stosunku do obliczonej tendencji rozwojowej.

Cechy morfologiczne cykli koniunkturalnych w gospodarce polskiej w okresie przemian sektorowych

W empirycznej analizie cech morfologicznych cykli koniunkturalnych występujących w gospodarce polskiej w latach 1995-2006 przyjęto, że najważniejszymi badanymi właściwościami zewnętrznych form przejawiania się procesów koniunkturalnych będą: długość faz i całego cyklu, amplituda faz i cyklu oraz intensywność wahań. Długość fazy będzie mierzona odstępem czasu między kolejnymi, różnymi co do charakteru punktami zwrotnymi, przy czym punkt zwrotny kończący daną fazę jest wliczany do jej długości. Minimalna długość każdej fazy wynosi trzy kwartały. Długość cyklu to suma okresu trwania fazy wysokiej dynamiki wzrostu oraz fazy niskiej dynamiki wzrostu. Amplituda fazy wzrostowej (spadkowej) to różnica między wartością maksymalną (minimalną) szeregu odchyień od trendu a wartością minimalną (maksymalną) w wyodrębnionej fazie. Amplituda cyklu to różnica między amplitudą fazy wzrostowej i amplitudą fazy spadkowej. Intensywność zmian koniunkturalnych jest mierzona za pomocą wartości współczynnika zmienności, obliczonego jako iloraz odchylenia standardowego oraz średniej arytmetycznej indeksów, informujących o wahaniami wokół linii trendu.

Analizując cechy morfologiczne fluktuacji koniunkturalnych wyodrębnionych w szeregu PKB w gospodarce polskiej okresu transformacji wyróżniono trzy fazy, które utworzyły jedynie jeden cykl, składający się z fazy niskiej dynamiki wzrostu (faza spadkowa) oraz wysokiej dynamiki wzrostu (faza wzrostowa) - Tabela 3³. Długość wyodrębnionego cyklu wynosiła około 9 kwartałów, przy czym faza spadkowa była nieznacznie dłuższa aniżeli wzrostowa. Faza spadkowa następnego cyklu była dłuższa, gdyż trwała 11 kwartałów. Amplituda cyklu była dodatnia, gdyż amplituda fazy wzrostowej była nieco wyższa aniżeli spadkowej. Amplituda kolejnej fazy spadkowej, występującej w okresie II. kwartał 2000 – IV. kwartał 2002 była już wyraźnie wyższa. Oszacowany współczynnik zmienności dla danych PKB, wskazujący na intensywność oscylacji koniunkturalnych, był stosunkowo niski i wynosił 1.17.

Wyniki empiryczne, uzyskane w analizie cech morfologicznych cykli wyodrębnionych w szeregach wartości dodanej brutto, wytworzonej w przemyśle, budownictwie i w sektorze usług rynkowych wskazują na pewne podobieństwa jak i różnice w stosunku do właściwości wahań istniejących w szeregach PKB.

W wysokim stopniu podobne wyniki uzyskano w zakresie okresów występowania punktów zwrotnych oraz długości faz i całego cyklu koniunkturalnego, występującego w szeregach wartości dodanej brutto, wytworzonej w przemyśle, budownictwie i w sektorze usług rynkowych (Tabela 4, Tabela 5, Tabela 6). Zaobserwowane podobieństwa dotyczą przede wszystkim okresów występowania poszczególnych faz. Istniejące różnice dotyczą głównie budownictwa – faza wzrostowa w tym sektorze była o jeden kwartał krótsza, oraz sektora usług rynkowych, w którym faza niskiej aktywności rozpoczęła się z jednokwartalnym opóźnieniem w stosunku do identycznej fazy wśród firm przemysłowych i budowlanych. Kolejna, wyodrębniona faza spadkowa rozpoczęła się we wszystkich analizowanych sektorach w II. kwartale 2000 r., za wyjątkiem budownictwa (faza ta rozpoczęła się z dwukwartalnym opóźnieniem). Jej długość była krótsza dla przemysłu (około 9 kwartałów) aniżeli dla budownic-

Prescotta

³ Jak można sądzić taki wynik empiryczny jest spowodowany przez fakt, że badany okres był stosunkowo krótki.

twa i sektora usług rynkowych (odpowiednio 14 i 15 kwartałów).

Cykle koniunkturalne wyodrębnione w gospodarce polskiej okresu transformacji są stosunkowo krótkie i są krótsze niżeli cykle w krajach wysoko rozwiniętych (R.Barczyk, 2006, s. 118). W tym przypadku trudno jest jednak stwierdzić czy skrócenie okresu trwania faz i cykli koniunkturalnych jest konsekwencją zmian struktury sektorowej w naszym kraju.

Istotne różnice wystąpiły w zakresie kolejnej cechy morfologicznej jaką jest amplituda faz i całego cyklu. W przypadku przemysłu i budownictwa amplituda fazy spadkowej była wyższa niżeli fazy wzrostowej, co spowodowało, że amplituda cyklu w tych sektorach była ujemna, przy czym była ona wyższa w przemyśle niżeli w budownictwie. W obu sektorach stwierdzono również wyraźny wzrost amplitudy w kolejnej fazie niskiej aktywności gospodarczej. Amplituda fazy wzrostowej, wyodrębniona w usługach rynkowych była z kolei wyższa niżeli fazy spadkowej, co oznaczało, że amplituda całego cyklu była dodatnia. Relatywnie niska wartość amplitudy występowała również w okresie następnej fazy spadkowej. Generalnie można stwierdzić, iż amplituda faz występujących w sektorze usług rynkowych była kilkakrotnie niższa niżeli amplituda fluktuacji zaobserwowanych w przemyśle i w budownictwie.

Porównując amplitudę faz i całego cyklu w gospodarce polskiej z analogicznie oszacowaną cechą dla krajów wysoko rozwiniętych można stwierdzić, że w systemach rynkowych amplitudy cykli są najczęściej dodatnie i są one stosunkowo niskie i jednocześnie niższe niżeli w gospodarce naszego kraju (R.Barczyk, 2006, s. 118).

Tabela 3. Zestawienie niektórych cech morfologicznych cykli koniunkturalnych w gospodarce Polski w okresie I kwartał 1995 – IV kwartał 2006 r.

Cechy morfologiczne	Fazy cykli koniunkturalnych			
	faza spadkowa	faza wzrostowa	faza spadkowa	faza wzrostowa
PKB w cenach stałych z roku 2000				
Okres trwania	I 1998 – I 1999	II 1999 – I 2000	II 2000 – IV 2002	I 2003 -
Długość (w kwartałach): - fazy - cyklu	5	4	11	x
Amplituda (p.p.): - fazy - cyklu	2.29	2.68	4.27	x
Współczynnik zmienności (p.p.)	1.17			

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4. Zestawienie niektórych cech morfologicznych cykli koniunkturalnych w wartości dodanej brutto w przemyśle w Polsce w okresie I kwartał 1995 – IV kwartał 2006 r.

Cechy morfologiczne	Fazy cykli koniunkturalnych			
	faza spadkowa	faza wzrostowa	faza spadkowa	faza wzrostowa
Wartość dodana w przemyśle w cenach stałych z roku 2000				
Okres trwania	I 1998 – I 1999	II 1999 – I 2000	II 2000 – II 2002	III 2002 -
Długość (w kwartałach): - fazy - cyklu	5	4 9	9 x	x
Amplituda (p.p.): - fazy - cyklu	8.32	7.60 -0.72	9.46 x	x
Współczynnik zmienności (p.p.)	2.79			

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5. Zestawienie niektórych cech morfologicznych cykli koniunkturalnych w wartości dodanej brutto w budownictwie w Polsce w okresie I kwartał 1995 – IV kwartał 2006 r.

Cechy morfologiczne	Fazy cykli koniunkturalnych			
	faza spadkowa	faza wzrostowa	faza spadkowa	faza wzrostowa
Wartość dodana w budownictwie w cenach stałych z roku 2000				
Okres trwania	I 1998 – IV 1998	I 1999 – III 1999	IV 1999 – I 2003	II 2003 -
Długość (w kwartałach): - fazy - cyklu	4	3 7	14 x	x
Amplituda (p.p.): - fazy - cyklu	6.51	6.34 -0.17	19.52 x	x
Współczynnik zmienności (p.p.)	5.69			

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 6. Zestawienie niektórych cech morfologicznych cykli koniunkturalnych w wartości dodanej brutto w usługach rynkowych w Polsce w okresie I kwartał 1995 – IV kwartał 2006 r.

Cechy morfologiczne	Fazy cykli koniunkturalnych			
	faza spadkowa	faza wzrostowa	faza spadkowa	faza wzrostowa
Wartość dodana w usługach rynkowych w cenach stałych z roku 2000				
Okres trwania	II 1998 – I 1999	II 1999 – I 2000	II 2000 – IV 2003	I 2004 -
Długość (w kwartałach):				
- fazy	4	4	15	x
- cyklu		8		x
Amplituda (p.p.):				
- fazy	0.93	2.67	2.96	
- cyklu		1,74		x
Współczynnik zmienności (p.p.)	1.11			

Źródło: obliczenia własne.

Relatywnie największe różnice w kształtowaniu się badanych szeregów zaobserwowano w kształtowaniu się wartości współczynnika zmienności, który wskazuje nie tylko na wrażliwość danych empirycznych ale także na wrażliwość koniunkturalną analizowanych sektorów. Jednocześnie może on być wskaźnikiem intensywności oscylacji koniunkturalnych. Współczynnik ten przyjął najniższą wartość w sektorze usług rynkowych (1.11), nieco wyższa była ona w szeregu odzwierciedlającym zmiany PKB (1.17). Prawie 2.5-krotną, wyższą wartość współczynnika ten osiągnął w przemyśle, a 5-krotnie wyższa była ona w budownictwie. Takie wartości empiryczne mogą wskazywać na to, że sektor usług rynkowych jest w najniższym stopniu wrażliwy na krótko- i średniookresowe zmiany koniunkturalne. Spowodowane to może być tym, że elastyczność popytu i elastyczność podaży w tej sferze działalności jest stosunkowo niska. Otrzymana niska wartość współczynnika zmienności w szeregu PKB, jak można sądzić, wynika stąd, że w procesie tworzenia tej kategorii istotną rolę odgrywają przedmioty działające w sektorze usług, a ponadto zmienność ta jest zmniejszana wskutek działania instrumentów polityki pieniężnej i fiskalnej. Wysoka wartość współczynników zmienności, oszacowanych dla przemysłu oraz budownictwa może być podstawą do stwierdzenia, że sektory te są w wysokim stopniu podatne na impulsy koniunkturalne. Wniosek ten w pierwszej kolejności dotyczy przemysłu, gdyż, jak wiadomo, sektor budownictwa jest bardzo czuły na krótkookresowe zmiany sezonowe. Duże znaczenie czynników sezonowych w tym sektorze może przyczyniać się do zwiększenia jego ogólnej wrażliwości na krótko- i średniookresowe wahania. Tym samym intensywność wahań koniunkturalnych w sektorze usług rynkowych jest relatywnie niska i jest ona niższa aniżeli w sektorze przemysłu i budownictwa. Uzyskane wyniki jednocześnie wskazują na to, że intensywność oscylacji koniunkturalnych, występujących w naszym kraju, jest wyższa aniżeli w systemach wysoko rozwiniętych (R. Barczyk, 2006, s. 118).

Uwagi końcowe

W gospodarce polskiej okresu transformacji występują relatywnie szybkie procesy przekształceń sektorowych. Zgodnie z istniejącą koncepcją trzech sektorów przeobrażenia te polegają na zmniejszeniu roli sektora pierwszego i drugiego oraz na wyraźnym wzroście znaczenia usług, zwłaszcza tych mających charakter rynkowy.

W analizowanym, stosunkowo krótkim okresie lat 1995-2006, w gospodarce polskiej udało się wyodrębnić trzy fazy i jeden pełny cykl koniunkturalny. Okresy występowania punktów zwrotnych oraz długość faz i całego cyklu, wyodrębnione w szeregach PKB oraz w danych wartości dodanej brutto, powstałej w przemyśle, budownictwie oraz w sektorze usług rynkowych były generalnie zbieżne. Pewne różnice występowały natomiast w zakresie amplitudy faz i całego cyklu oraz intensywności wahań. Jak wynika z przeprowadzonych analiz faz i cyklu koniunkturalnego w sektorze usług rynkowych amplitudy były stosunkowo niskie, przy czym amplituda cyklu była dodatnia, a amplitudy faz były kilkakrotnie niższe aniżeli identyczna cecha, zaobserwowana w sektorze przemysłu i budownictwa.

Bardzo podobną uwagę można sformułować w odniesieniu do intensywności oscylacji, występujących w sektorze usług rynkowych oraz w przemyśle i budownictwie naszego kraju. Obliczony współczynnik zmienności był bowiem w sferze usług zdecydowanie niższy aniżeli w pozostałych analizowanych sektorach. Oznacza to, że wrażliwość na impulsy koniunkturalne usług rynkowych jest niska i sektor ten w ograniczonym stopniu podlega zmianom, mającym charakter koniunkturalny.

Stwierdzony wcześniej wzrost znaczenia usług w gospodarce polskiej przy jednocześnie niskiej ich wrażliwości na impulsy koniunkturalne musi prowadzić do deformacji cech morfologicznych cykli, występujących w gospodarce naszego kraju. Deformacja ta polega przede wszystkim na zmniejszeniu amplitudy faz i całego cyklu oraz na ograniczeniu intensywności wahań. W mniejszym stopniu deformacja ta dotyczy okresów występowania poszczególnych punktów zwrotnych oraz długości faz i całego cyklu.

Ponieważ amplituda i intensywność wahań koniunkturalnych w gospodarce polskiej są w dalszym ciągu wyższe aniżeli w krajach wysoko rozwiniętych można sądzić, że nasilające się przemiany sektorowe w naszym kraju będą prowadziły do dalszego zmniejszenia się amplitudy faz i całego cyklu oraz do ograniczania intensywności oscylacji.

Przedstawione powyżej wnioski empiryczne mają charakter wstępny, gdyż długość okresu poddawanego analizom była stosunkowo krótka. Oznacza to, że rozważania te powinny być kontynuowane w przyszłości, a, jak można sądzić, ich wyniki będą potwierdzały zjawiska i procesy, które stwierdzono w powyższej pracy.

BIBLIOGRAGFIA

1. Barczyk R., (2006), Cechy morfologiczne wahań koniunkturalnych w Polsce i w wybranych krajach Unii Europejskiej, w: *Gospodarka polska w procesie światowych przemian*, red. W.Jakóbk, WSHP Warszawa.
2. Barczyk R., (1997), *Główne teorie współczesnych wahań koniunkturalnych*, AE Poznań.
3. Barczyk R., Kąsek L., Lubiński M., Marczewski K., (2006), *Nowe oblicza cyklu koniunkturalnego*, PWE Warszawa.
4. Barczyk R., Kowalczyk Z., (1993), *Metody badania koniunktury gospodarczej*, WNPWN Warszawa – Poznań.
5. Clark C., (1957), *The Conditions of Economic Progress*, London.
6. Daszkowska M., (1998), *Usługi. Produkcja, rynek, marketing*, WN PWN Warszawa.
7. Fisher A., (1933), *Capital and the Growth of Knowledge*, „The Economic Journal”, September
8. Kwiatkowski E., (1980), *Teoria trzech sektorów*, PWN Warszawa.
9. Matkowski Zb., (1996), *Ogólny wskaźnik koniunktury dla gospodarki polskiej*, „Ekonomista”, nr 1, Warszawa.
10. Nelson C.R., Plosser C.I., (1982), *Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Some Evidence and Implications*, „Journal of Monetary Economics”, vol. 10.

11. Prescott E.C., (1986), Theory Ahead of Business Cycle Measurement , “Federal Reserve Bank of Mineapolis Quarterly Review”, Mineapolis.
12. Tichy G.J., (1976), Konjunkturschwankungen. Theorie. Messung. Prognose, Springer Verlag Berlin – Heidelberg –New York.